

UNIVERSITE Thomas SANKARA

Centre d'Etudes, de Documentation
et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)

REVUE ECONOMIQUE ET SOCIALE AFRICAINE

SÉRIES ÉCONOMIE

An application of an Error Correct Model with higher order
cointegrated variables to the demand for Money

El Hadji GUEYE

Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage
en République du Congo

Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA

Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques
pays de l'UEMOA

Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO

Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans
en République du Congo

Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO

Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux
sur la production agricole au Burkina Faso

Jean Pierre W. SAWADOGO

Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers
sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC

OKIEMY Michel

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (70 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Idrissa OUEDRAOGO, Université Aube Nouvelle

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

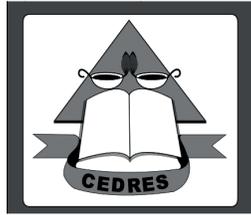
Pr Gnanderman SIRPE, Université Aube Nouvelle

Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°71

Séries économie

1^{er} Semestre 2021

SOMMAIRE

An application of an Error Correct Model with higher order cointegrated variables to the demand for Money.....	07
El Hadji GUEYE	
Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage en République du Congo.....	33
Jean Romeo Félix KOUIKA BOUANZA	
Qualité des institutions, secteur informel et croissance économiques pays de l'UEMOA.....	75
Aïcha TIENDREBEOGO & Idrissa M. OUEDRAOGO	
Effets du type d'emploi sur le bonheur des jeunes âgés de 15 à 34 ans en République du Congo.....	113
Olga Euphrasie NGAKALA AKYLANGONGO	
Effets de la santé des membres actifs des ménages ruraux sur la production agricole au Burkina Faso.....	142
Jean Pierre W. SAWADOGO	
Effets de la cyclicité de la politique budgétaire et des bénéfices pétroliers sur le développement humain dans les pays membres de la CEMAC.....	171
OKIEMY Michel	

**Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du
chômage en République du Congo**

Jean Roméo Félix KOUIKA BOUANZA

Faculté des Sciences Économiques

Université Marien N'Gouabi

Laboratoire de Recherches et d'Études Économiques et Sociales (LARES)

Brazzaville – République du Congo

Résumé

La problématique du chômage est d'une importance majeure des pays, notamment riches en ressources naturelles, qui enregistrent les taux de chômage élevés pour la couche juvénile. Ainsi, ce travail de recherche vise à analyser le rôle de la rupture structurelle dans la relation entre le prix du pétrole et le chômage ainsi qu'à vérifier l'hypothèse de la symétrie entre le prix du pétrole et le chômage en République du Congo. A cet effet, la mobilisation de l'approche économétrique (cointégration avec rupture, ARDL et NARDL), via les données chronologiques sur la période 1991 à 2019, a permis d'aboutir à deux principaux résultats majeurs. D'un côté, le prix du pétrole se révèle un complément exogène de la politique de l'emploi dans la réduction du chômage et, de l'autre, le chômage réagit différemment aux changements asymétriques du prix du pétrole. Ces résultats ont donné lieu à des implications de politique économique : renforcer l'efficacité de la politique de l'emploi afin de réduire davantage le chômage et permettre la diversification de l'économie congolaise pour éviter la forte dépendance aux ressources naturelles, notamment le pétrole.

Mots-clés : choc du prix du pétrole, cointégration, NARDL

Classification JEL : Q43, E24, C22

Abstract

The problem of unemployment is of major importance in countries, especially those rich in natural resources, which have high unemployment rates for the youth layer. Thus, this research work aims to analyze the role of structural rupture in the relationship between oil price and unemployment and to test the hypothesis of symmetry between oil price and unemployment in the Republic of Congo. To this end, the mobilization of the econometric approach (cointegration with disruption, ARDL and NARDL), via time series data over the period 1991 to 2019, has led to two major results. On the one hand, the price of oil turns out to be an exogenous complement of employment policy in reducing unemployment, and on the other hand, unemployment reacts differently to asymmetric changes in the price of oil. These results gave rise to economic policy implications: to strengthen the effectiveness of employment policy in order to further reduce unemployment and to allow for the diversification of the Congolese economy to avoid heavy dependence on natural resources, particularly oil.

Keywords: oil price shock, cointegration, NARDL

JEL Classification : Q43, E24, C22

Introduction

L'agenda 2030 des Nations unies, adopté en 2015, fixe multiples cibles à atteindre dans les objectifs du développement durable (ODD) d'ici à l'horizon 2030. Ainsi, la résolution du problème du chômage intègre l'ODD8. Aussi, les revenus découlant des ressources naturelles, notamment le pétrole, se révèlent une source potentielle du financement de ces ODD. A contrario, l'abondance en ressources tend à fragiliser le tissu économique, la cohésion sociale et les institutions des politiques des pays (Collier et Hoeffler, 2000 ; Sachs, 2006). De ce point de vue, l'on assisterait à des niveaux de chômage très élevés tels en sont le cas dans les pays riches en ressources naturelles. En fait, mieux cerner le phénomène du chômage constitue l'un des principaux défis à relever aussi bien par les autorités gouvernementales que par les chercheurs. A cet effet, la plus grande compréhension des origines du chômage permettrait de poser les pistes de solution quant à l'importance du chômage dans les pays riches en ressources naturelles (Ebaidalla, 2016), plus précisément la République du Congo.

Il sied de noter que, de nombreuses théories ont donné l'explication au chômage ; cependant, il n'existe pas d'unanimité sur les origines du chômage. Parmi tant d'autres, l'on peut retenir, tout d'abord, une des versions de la théorie du salaire d'efficience, initiée par Carruth, Hooker et Oswald (1998). En ajoutant le rôle des prix de facteurs pour créer un modèle de chômage d'équilibre, ceux-ci modifient le modèle initial de Shapiro et Stiglitz (1984). Selon Carruth, Hooker et Oswald (1998), les variations des prix de facteurs comme du prix du pétrole, sont à l'origine des écarts constatés entre le chômage effectif et le chômage d'équilibre. Ensuite, Kydland et Prescott (1982), dans la théorie du cycle réel, suggèrent que les chocs pétroliers expliquent les fluctuations de l'emploi (et donc du chômage). Aussi, la théorie du syndrome hollandais (Corden et Neary, 1982 et Corden, 1984) stipule que, le boom dans un secteur produisant une ressource naturelle serait favorable à la désindustrialisation. Par conséquent, le marché le travail peine à absorber l'offre de travail qui s'adresse à lui ; ce qui donne lieu à une montée du chômage. Enfin, faisant l'adaptation à la théorie du changement (Rogers, 2008), il convient aussi de signifier que toute intervention des pouvoirs publics, au moyen de divers projets et/ou programmes, sur le marché du travail est à même de modifier la structure du chômage.

A l'heure actuelle, la plupart des travaux empiriques orientent leur recherche à la vérification de l'hypothèse de la symétrie entre le prix du pétrole et le chômage (Iman et al., 2019 ; Kocaaslan, 2019 ; Kisswani et

Kisswani, 2019 ; Bocket et Baek, 2017 ; Kocaarslan et al., 2019). Ces travaux, pour la majorité, sont menés dans les pays importateurs qu'exportateurs du pétrole. Aussi, les résultats auxquels, ils sont parvenus ne convergent pas. Ndinga et al. (2020), à leur tour, expliquent la réduction du chômage, en République du Congo, par les interventions des pouvoirs publics. Il est, faut-il le souligner, très rare d'observer les travaux qui traitent de la relation trivariée entre le prix du pétrole, le changement structurel et le chômage.

Ainsi, ce travail cherche à combler cette insuffisance constatée dans la littérature économique. Il semble que, la République du Congo constitue un champ d'investigations intéressant ; dans la mesure où ce pays, riche en ressources naturelles (notamment le pétrole), enregistre des taux de chômage élevés et dont des multiples projets et/ou programmes d'emplois ont été appliqués depuis 2002. De même, plus de 60% des recettes d'exportations et budgétaires, en République du Congo, proviennent de la vente du pétrole. Ce qui dénote la forte dépendance de l'économie congolaise au pétrole. De ce fait, les fluctuations du prix du pétrole affectent-elles la dynamique du marché du travail congolais. Cette préoccupation conduit à se questionner sur les effets de ces fluctuations du prix du pétrole sur l'emploi en République du Congo.

L'observation des tendances du prix du pétrole et du chômage, en République du Congo, amène à constater que : entre 1991 et 2002, les fluctuations du prix du pétrole entre 20 et 40 dollars/baril sont associées à des niveaux de chômage les plus élevés (20,43% en moyenne). Aussi, il est clair que, la même période renseigne sur les troubles socio-politiques (donc, aucune initiative en termes de promotion de l'emploi). S'agissant la période (2002-2012) suivant la précédente, il est observé un changement majeur dans la structure du chômage. Celui-ci est imputé à des multiples projets et/ou programmes d'emplois, financés par les ressources financières tirées de la vente du pétrole. Il faut dire que, le chômage a baissé de plus de 50% durant cette période, avec l'enregistrement des booms pétroliers. Enfin, entre 2012 et 2019, le chômage a une allure ascendante. Il est vrai que, ce comportement trouve l'origine dans les récessions successives dues au contre-choc pétrolier de 2014-2016.

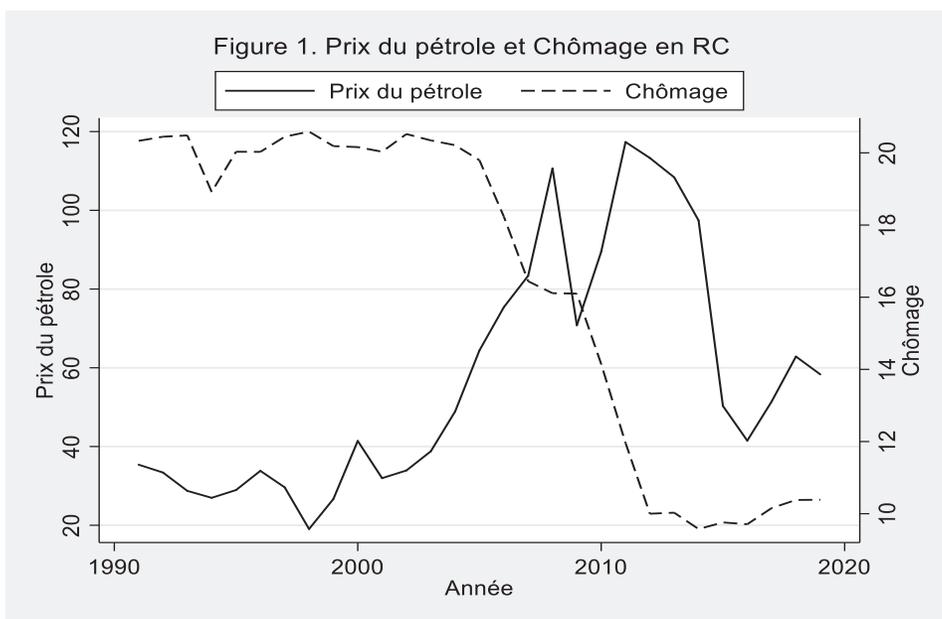
De ce qui précède, une relation inverse semble se dégager entre le prix du pétrole et le chômage. Ainsi, l'on s'interroge comme suit : quel est le rôle du changement structurel dans la relation entre le prix du pétrole et le chômage ? Le chômage réagit-il différemment au changement asymétrique du prix du pétrole ? Ce travail de recherche vise comme objectifs : d'analyser le rôle du changement structurel dans la relation entre

le prix du pétrole et le chômage et de vérifier l'hypothèse de la symétrie entre le prix du pétrole et le chômage. Il est supposé que : le changement structurel est complémentaire au prix du pétrole dans la réduction du chômage et la relation entre le prix du pétrole et le chômage est asymétrique.

Hormis l'introduction et la conclusion, le présent travail de recherche comprend quatre points. Le premier analyse les faits stylisés en République du Congo, le deuxième fournit l'essentiel des éléments de la revue de littérature, le troisième s'attelle à la présentation des outils méthodologiques et le quatrième est consacré aux résultats et à leur discussion.

I) Prix du pétrole et chômage en République du Congo : une analyse des faits stylisés

La figure 1, ci-dessous retrace l'évolution du prix du pétrole et celle du chômage (1991-2019). Cette représentation permet de saisir la manière dont ces variables se sont comportées au cours de la période considérée. Ce qui semble nécessaire avant de prétendre à une analyse du lien susmentionné.



Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI) et de l'EIA

La lecture de cette figure durant la période considérée relève trois (03) phases importantes : la phase des troubles socio-politiques (1991-2002), la phase de la reprise des activités (2002-2012) et la phase de diverses récessions (2012-2019).

-Phase des troubles socio-politiques (1991-2002) : cette période est essentiellement marquée par les guerres civiles (dont la plus importante est celle de 1997). Ce qui a dévasté le tissu économique tout en laissant place à une explosion du chômage (dont la moyenne durant cette phase s'élève à 20,43%¹). De même, courant la même période, le prix du pétrole affiche des faibles niveaux qui oscillent entre 19 et 41 dollars/baril. Il convient également de faire constater qu'un faible fléchissement du chômage est observé entre 1993 et 1995. Ce qui amène, durant la période étudiée, à un niveau de chômage le plus faible en 1994 (18,91%). La dévaluation du CFA en 1994 peut sembler à l'origine de ce faible fléchissement dont les effets sont transitoires (puisque le chômage a rebondi par la suite pour atteindre les niveaux beaucoup plus importants).

L'année 1998 est associée à un niveau de chômage le plus important. L'explication peut provenir de l'ampleur de la guerre civile courant 1997-1998 et du niveau le plus faible du prix du pétrole enregistré en 1998 (soit 19 dollars/baril). De même, durant cette période, le chômage étant très élevé a accru de très peu (soit 0,93%).

-Phase de la reprise des activités (2002-2012) : l'après-guerre civile ouvre une nouvelle ère de croissance spectaculaire, alimentée par le pétrole (dont le Congo est devenu le sixième producteur africain après le Nigéria). Aussi, cette période, qui est accompagnée de grands nombres d'initiatives des projets (ou programmes) d'emplois, est marquée par le boom des matières premières. Ce qui fait que le chômage, courant la période, diminue considérablement (50,82%) de plus de moitié par rapport à son niveau précédent.

Cette baisse conséquente², suite à l'investissement et au développement du secteur privé³, couplée de la flambée du prix du pétrole fait fléchir le chômage, durant la même période, jusqu'à l'atteinte de son niveau le plus faible (en 2012). Au cours de cette phase, selon la PNE (2002)⁴, le secteur privé a contribué à la création d'un grand nombre d'emplois.

¹ C'est en pourcentage de la population active

² Du chômage

³ Cela est dû à la levée des contraintes au développement du secteur privé

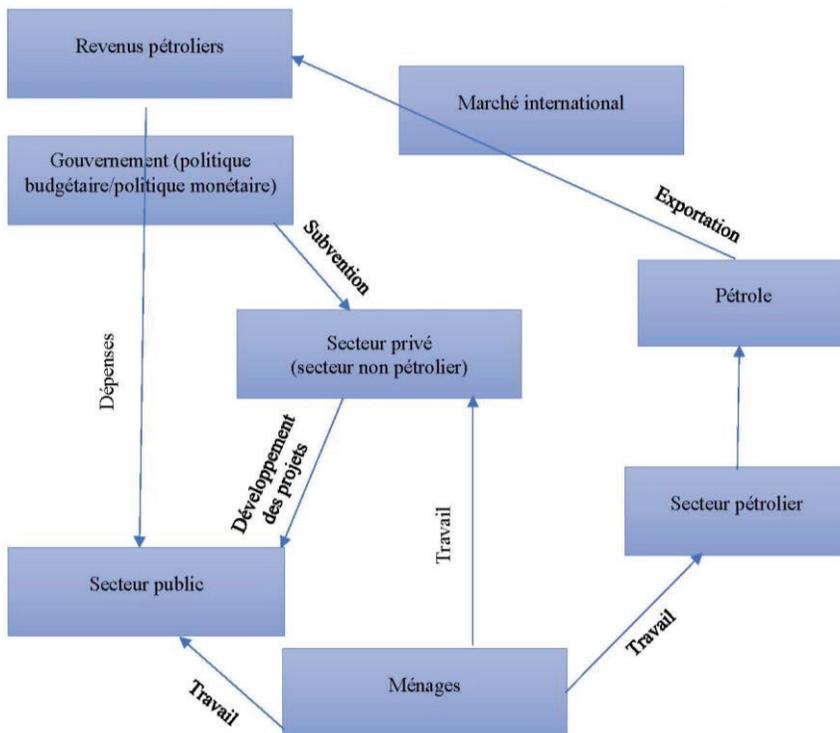
⁴ Politique nationale de l'emploi du Congo

-Phase de diverses récessions (2012-2019) : excepté le faible recul du prix du pétrole (soit 4,33%) en 2013 accompagné d'une faible augmentation du chômage (soit 0,29%). Le contre-choc pétrolier des années 2014-2016 est paradoxalement associé à des niveaux de chômage d'ordre de 9,57 et 9,70%. Ce qui peut trouver l'explication dans les délais de transmission de l'impact (et donc ces faibles niveaux de chômage seraient la conséquence de la phase précédente).

Au-delà de ces années, le chômage a une allure ascendante, couplée des faibles niveaux du prix du pétrole. Ce qui est en accord avec le nombre d'emplois détruits à cause des profondes récessions suite au contre-choc pétrolier des années 2014-2015.

La figure 2, ci-dessous, présente la structure simplifiée d'une économie à forte dépendance au pétrole et les voies par lesquelles, les variations du prix du pétrole affecteraient la dynamique du marché du travail.

Figure 2. Structure simplifiée de l'économie et canaux de transmission des chocs pétroliers



Source : adaptation de l'auteur tiré de Almutairi (2020).

Le pétrole venant du secteur pétrolier est vendu sur le marché international à un prix donné. Ce qui permet de générer les revenus pétroliers. Plus le prix du pétrole augmente, plus les revenus pétroliers augmentent. Ces revenus pétroliers permettent de financer le budget de l'Etat et donc les actions de l'Etat. Ainsi, ces actions peuvent se résumer au financement du secteur public et du secteur privé, qui, à leur tour, emploient davantage de la main-d'œuvre ; ce qui contribue à la réduction du chômage. En d'autres termes, le transfert des richesses (entre les pays importateurs et exportateurs) améliore le rendement des activités pétrolières et occasionne des entrées supplémentaires de devises étrangères. Ce qui est en faveur à l'amélioration des finances publiques à même de financer les politiques d'emplois. De ce fait, le chômage diminue.

Globalement, l'analyse de cette figure 1 permet de saisir une relation inverse entre l'évolution du prix du pétrole et celle du chômage en République du Congo. De même, le changement conséquent de trajectoire du chômage observé mérite d'être considéré. Ainsi, dans les lignes, qui suivent, une modélisation sera consacrée à cet effet.

II) Revue de la littérature

Il existe une abondante littérature sur la question des facteurs explicatifs du chômage (Ebaidalla, 2016). L'effort, à ce niveau, consiste à limiter la mobilisation de la littérature en lien avec les principaux concepts qui sous-tendent l'intitulé de ce travail de recherche. Ainsi, cette revue aborde, en premier temps, l'essentiel des aspects théoriques du lien mis en exergue et, en second temps, les travaux empiriques autour de cette relation.

En ce qui concerne les aspects théoriques, ceux-ci méritent d'être analysés en termes de canaux de transmission⁵. Il est établi que, deux principaux canaux permettent au prix du pétrole d'affecter le chômage, à savoir, le canal d'offre et le canal de la demande.

Le canal d'offre regroupe essentiellement les développements de Carruth, Hooker et Oswald (1998), Kydland et Prescott (1982), Corden et Neary (1982) et de Corden (1984). Pour Carruth, Hooker et Oswald (1998), qui modifient le modèle de Shapiro et Stiglitz (1984), le prix du pétrole comme le taux d'intérêt et le salaire explique la dynamique du chômage. En réalité,

⁵ Cf. annexe.1

le prix du pétrole constitue un coût de production puisque l'énergie, notamment le pétrole est considéré comme un facteur de production. Ainsi, selon les prédictions de cette version de la théorie du salaire d'efficience, l'augmentation du prix du pétrole est en faveur avec l'accroissement des coûts de production. Or, la hausse de ces coûts de production réduit la demande de travail ; ce qui engendre la montée du chômage. Et donc, la baisse de ces coûts implique la baisse du chômage. Pour Kydland et Prescott (1982), via la théorie du cycle réel, les chocs d'offre, plus précisément les chocs pétroliers sont à même d'expliquer les fluctuations de l'emploi. Comme, l'emploi est inversement lié au chômage, il paraît évident de souligner que, le choc sur le prix du pétrole explique la dynamique du chômage. Selon les auteurs, ce choc sur le prix du pétrole a un caractère périodique. Ainsi, le choc technologique revêt, pour eux, une grande importance dans l'explication des fluctuations de l'emploi. Il sied de noter que, tout ceci n'est possible que via le processus de substitution intertemporelle. Pour Corden et Neary (1982) et de Corden (1984), qui ont développé la théorie du syndrome hollandais, le boom du secteur des ressources naturelles, notamment du pétrole, est en faveur de la désindustrialisation. Ce qui amène à la baisse de la demande du travail tout en favorisant la hausse du chômage.

S'agissant le canal de la demande, il importe de noter : l'inflation, le transfert de richesse et les dépenses publiques. Il est clair que, la hausse du prix du pétrole est compatible avec la montée du taux d'inflation. Ce qui exige les banques centrales à augmenter les taux d'intérêt. Ainsi, les coûts réels de production augmentent ; ce qui fait baisser la demande du travail, et donc induit la montée du chômage (Uri et Boyd, 1996). Aussi, selon Nusair (2016), les pays exportateurs de pétrole peuvent, via le transfert de richesse, bénéficier de revenus plus élevés grâce à des recettes d'exportations du pétrole plus importantes. Par conséquent, il en découle l'augmentation de la demande globale et donc de l'emploi pour favoriser une hausse de la production compatible avec la montée de la demande. Ce qui bien évidemment permet la réduction du chômage. Il est également documenté que, le choc sur le prix du pétrole, dans les pays exportateurs du pétrole, transite par les dépenses publiques via les recettes tirées de la vente du pétrole (FMI, 2016). Ces dépenses publiques peuvent s'agir des financements des interventions des pouvoirs publics sur le marché du travail. De ce fait, l'on s'aperçoit de quelle manière le prix du pétrole via les politiques publiques de l'emploi peut influencer la dynamique du chômage.

Les travaux empiriques autour de la relation analysée s'appuient sur les points suivants : les travaux réalisés dans les pays importateurs du pétrole et ceux menés dans les pays exportateurs du pétrole. Aussi, il convient de noter que, ces différents travaux, pour la plupart, ont mis en avant le canal d'offre.

Pour les pays importateurs du pétrole, l'on peut noter les travaux de : Kisswani et Kisswani (2019), Kocaaslan (2019), Bocket et Baek (2017), Cuestas et Gil-Alana (2017), Monfort et al. (2019). Selon Kisswani et Kisswani (2019), en analysant le rôle des variations du prix du pétrole, via l'approche NARDL, sur les taux d'emploi masculin et féminin, la présence des effets asymétriques à long terme des chocs pétroliers sur l'emploi total et masculin est approuvée. De même, les auteurs trouvent une causalité unidirectionnelle allant des chocs des prix du pétrole aux taux de chômage total et masculin. Kocaaslan (2019), à son tour, en utilisant le modèle VAR GARCH pour la période 1974T2-2017T4, analyse les effets de l'incertitude des prix du pétrole sur le taux de chômage dans l'économie américaine. Ses conclusions montrent que les chocs positifs (négatifs) des prix du pétrole augmentent (diminuent) le taux de chômage aux États-Unis. Aussi, les résultats vérifient les réactions asymétriques du taux de chômage aux chocs positifs et négatifs des prix du pétrole. Dans ce même élan, Karaki, 2018b évalue la réponse asymétrique du chômage régional américain aux chocs positifs et négatifs des prix du pétrole. Il constate que dans la plupart des États américains, à l'exception de ceux qui produisent du pétrole, un choc d'offre négatif sur les marchés pétroliers entraîne une augmentation des taux de chômage. Alors qu'un choc positif de la demande globale fait baisser le taux de chômage des États exportateurs et importateurs de pétrole.

Quant au rôle de l'industrie pétrolière et gazière dans l'évolution économique de l'Alaska, Bocklet et Baek (2017) testent les effets symétriques et asymétriques des chocs pétroliers sur le taux de chômage pour la période 1987T3-2014T4. Le résultat empirique révèle qu'à court terme, les chocs pétroliers ont des effets asymétriques sur le taux de chômage. Aussi, le taux de chômage de l'Alaska est plus sensible aux chocs positifs du prix du pétrole qu'aux chocs négatifs. Cuestas et Gil-Alana (2017), à leur tour, se concentrent sur l'importance des marchés du travail des pays d'Europe centrale et orientale (PECO) et sur l'effet consécutif du taux de chômage élevé sur l'augmentation des flux migratoires vers les pays d'Europe occidentale. Pour mieux comprendre la dynamique du chômage, ils examinent les effets des chocs positifs et négatifs des prix du pétrole sur les taux de chômage dans les PECO en utilisant le modèle NARDL. Les résultats montrent qu'à court terme, les variations du prix du

pétrole n'ont pas d'effets clairs sur la dynamique du chômage. Tout en considérant le taux naturel de chômage, ils constatent une relation négative entre les variables mentionnées.

Par la suite, Monfort et al. (2019) examinent une telle relation pour le cas de l'Espagne en période de difficultés financières. Selon les résultats obtenus, la réponse du taux de chômage aux chocs des prix du pétrole est différente dans les années précédant la crise par rapport à la période de crise. Les résultats montrent également que pendant les années de crise, les chocs positifs des prix du pétrole ont une corrélation négative avec l'évolution du taux d'emploi dans l'économie espagnole.

Pour les pays exportateurs du pétrole, l'on peut retenir les travaux de : Fattah (2017), Karlsson et al. (2018) et Iman et al. (2019). Fattah (2017) analyse le lien entre le taux de chômage et les rentes de ressources naturelles en utilisant la méthode PMG-ARDL pour les cas des pays de l'OPEP et de l'OPAEP. Elle constate qu'à court terme, il n'y a pas de relation significative entre le prix du pétrole et le chômage. Par contre, à long terme, un choc positif sur les rentes de ressources naturelles engendre un effet positif et significatif sur le taux de chômage. Karlsson et al. (2018), à leur tour, appliquent la méthode multirésolution par ondelettes (MRA) pour analyser la relation de cause à effet entre le prix réel du pétrole, le taux de chômage et le taux d'intérêt réel en Norvège en tant que pays exportateur de pétrole. Leurs résultats indiquent que, les taux de chômage ont réagi négativement aux chocs des prix du pétrole après deux ans d'occurrence des chocs. Iman et al. (2019) analysent les effets des chocs pétroliers sur les taux de chômage dans les pays de la région MENA exportateurs et importateurs de pétrole sur la période 1991-2017. En utilisant le modèle PMG-NARDL, les résultats montrent qu'à court terme, les chocs positifs des prix du pétrole n'ont qu'un effet positif sur le taux de chômage des pays exportateurs de pétrole. Toutefois, à long terme, les chocs positifs des prix du pétrole ont un effet positif significatif sur le taux de chômage des pays exportateurs et importateurs de pétrole dans la région MENA. Ils parviennent à constater également que les chocs négatifs des prix du pétrole n'ont pas d'effet significatif sur le taux de chômage.

L'analyse de cette revue de la littérature conduit à deux constats : 1) le nombre important et croissant des travaux menés sur la question concerne les pays importateurs du pétrole et très peu de ceux-ci explorent le contexte des pays exportateurs du pétrole. Aussi, ces travaux privilégient, dans leur analyse, le canal d'offre. 2) les travaux traitant de la relation trivariée entre le prix du pétrole, le changement structurel et le chômage sont très rares.

Ainsi, ce travail constitue une contribution dans la littérature économique en ce qu'il cherche à combler ce gap.

III) Evaluation des effets du prix du pétrole sur le chômage

a) Modélisation des effets du prix du pétrole sur le chômage

Pareillement à Carruth et al. (1998), Bocklet et Baek (2017), Cheratian, Farzanegan et Goltabar (2019), etc., l'analyse du lien entre le prix du pétrole et le chômage privilégie le cadre théorique élaboré par Shapiro et Stiglitz (1984), connu sous le nom de modèle de salaire d'efficience. Dans sa formulation générale, l'équation du salaire peut s'écrire de la manière suivante :

$$W = f(b, UR) \quad (1)$$

Où W est le salaire, b est le niveau des allocations de chômage et UR est le taux de chômage. Il est supposé que trois intrants tels que le travail (L), le capital (K) et l'énergétique, comprise par le pétrole (O), sont utilisés pour produire un seul extrant (Q) vendu au prix P . L'extrait (Q) est produit avec une technologie à rendements d'échelle constants.

$$Q = \mu Q(L, K, O) \quad (2)$$

Où μ désigne le progrès technique neutre et $Q(\dots)$ est donc homogène de degré 1. La fonction de coût minimum unitaire (C) est alors définie comme suit :

$$C = \frac{1}{\mu} g(W, IR, OP) \quad (3)$$

Où IR le taux d'intérêt et OP le prix du pétrole. En concurrence parfaite, à l'équilibre de l'entreprise, les profits s'annulent : $P = C$. Sans perte de généralité, P peut être fixé à l'unité (1). En conséquence, l'équation (3) des prix réels des facteurs peut se réécrire ainsi qu'il suit :

$$\mu = g(W, IR, OP) \quad (4)$$

Il est fait l'hypothèse que μ s'améliore au fur et à mesure que l'économie croît. L'équation (1) dans l'équation (4) permet de déduire, à l'exemple de Carruth et al. (1998), l'expression du chômage d'équilibre (UR^*) :

$$UR^* = h(OP, IR, b(\mu)) \quad (5)$$

Il convient de noter que, les allocations de chômage réelles $b(\mu)$ sont supposées trouver l'explication par la croissance économique. Ce qui sous-entend que, le nombre d'allocations de chômage augmente quand le PIB croît. Or, ce PIB est le résultat de plusieurs facteurs, à savoir, le capital humain, l'inflation, etc. D'après les théories de croissance endogène, l'amélioration du capital humain est favorable à la croissance (Romer, 1986 ; 1988 et Lucas, 1988). Aussi, la volatilité de l'inflation est défavorable à la croissance (Bruno et Musso, 2000). Selon ce cadre théorique, faut-il le noter, le chômage d'équilibre dépend principalement du taux d'intérêt réel et du prix réel du pétrole. Aussi, ce chômage est neutre par rapport à l'offre totale de main-d'œuvre et la technologie.

Dans ce qui suit, contrairement à Bocklet et Baek (2017) ; Cheratian, Farzanegan et Goltabar (2019).⁶, le capital humain et l'inflation⁷ (Y) substituent aux allocations de chômage réelles $b(\mu)$. Ceci trouve l'intérêt dans les arguments précédemment avancés (Romer, 1986 ; 1988 ; Lucas, 1988 ; Bruno et Musso, 2000). De même, IR est remplacé par le crédit domestique au secteur privé (CR), à l'instar de Cheratian, Farzanegan et Goltabar (2019). Comme le montrent Carruth et al. (1998), il paraît peu probable que le taux d'intérêt soit à l'origine du chômage. Ainsi, le crédit domestique au secteur privé, qui constitue un indicateur du développement et de l'investissement du secteur privé, serait un moyen par lequel le taux d'intérêt affecte le chômage. Dans l'optique où le développement du secteur privé, via l'encouragement des initiatives privées, constitue un vecteur de création d'emplois, le recours à la variable crédit domestique au secteur privé est bel et bien justifié. Ainsi, l'équation (5) devient :

$$UR^* = h(OP, CR, Y) \quad (6)$$

Le secteur pétrolier, au Congo, a un poids beaucoup plus considérable dans l'économie que le secteur non pétrolier. Aussi, les ressources provenant du pétrole constituent des sources potentielles du financement des politiques publiques d'emplois. Par conséquent, la hausse du prix du pétrole peut favoriser la baisse du taux de chômage grâce à une forte augmentation de l'emploi essentiellement dans le secteur du pétrole et du gaz. Il est attendu,

⁶ Les auteurs qui ont considéré le PIB par tête en lieu et place des allocations.

⁷ Ces éléments sont les déterminants de la production, c'est-à-dire de la richesse nationale.

à cet effet, contrairement à l'hypothèse de cette version du modèle de salaire d'efficience, un signe négatif.

Le crédit au secteur privé est un proxy du développement et de l'investissement du secteur privé. De ce fait, l'augmentation du crédit au secteur privé occasionne, par l'entremise de la création des emplois productifs et des revenus plus élevés, la réduction du chômage. Au Congo, d'après la PNE (2012), le secteur privé contribue à la réduction du chômage. De même, les politiques publiques d'emplois favorisent la promotion du secteur privé. Ainsi, un signe négatif est anticipé.

L'amélioration du capital humain est un facteur d'employabilité ; et donc facilite l'accès à l'emploi (Becker, 1964). Selon Atkinson et Hamilton (2003), le gain facilement réalisé via les ressources naturelles décourage les individus et le gouvernement d'investir dans le capital humain et dans les technologies du savoir. De même, Gylfason (2001), conclut comme Atkinson et Hamilton (2003), en ce que la moitié de l'effet des ressources naturelles passe par un effet négatif de celles-ci sur l'éducation. Par conséquent, un signe positif est attendu.

Un choc pétrolier favorise la montée des prix et par ricochet, la diminution du chômage. Selon Uri et Boyd (1996), l'intervention de la banque centrale pour lutter contre l'inflation est en faveur de l'accroissement des coûts réels de la production. Ce qui, par la suite, entraîne l'augmentation du chômage. Il est, de ce fait, attendu un effet négatif.

b) Sources de données

Comme décrit dans le tableau 1 ci-dessous, les données utilisées proviennent de différentes sources. Au total, sur la base de la revue de littérature mobilisée, six variables sont retenues : le chômage, le pétrole, le crédit, l'inflation et le capital humain. Les données recueillies sont annuelles et couvrent la période 1991-2019.

Tableau 1. Description des variables utilisées

Variable	Description	Unité de mesure	Source
Chômage	Le chômage désigne la part de la population active qui est sans travail, mais qui est disponible et à la recherche d'un emploi.	Chômage total (en % de la population active)	WDI
Pétrole	Prix du pétrole correspond au prix moyen annuel du pétrole brut importé (Importations nettes de pétrole brut des États-Unis).	Prix réel du pétrole brut (\$/baril)	EIA
Crédit	Le crédit domestique au secteur privé désigne les ressources financières fournies au secteur privé par des sociétés financières.	Crédit domestique au secteur privé (en % du PIB)	WDI
Inflation	L'inflation, mesurée par le taux de croissance annuel du déflateur implicite du PIB, indique le taux de variation des prix dans l'ensemble de l'économie.	Déflateur du PIB (en % annuel)	WDI
Capital humain	Indice du capital humain, basé sur les années de scolarité et le rendement de l'éducation.	Indice	PWT9.1

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI), PWT9.1 et de EIA.

Il semble également important de présenter les statistiques descriptives et la matrice de corrélation dans le tableau 2, ci-après.

Tableau 2. Statistiques descriptives et matrice de corrélation

Variable	Obs	Moyenne	Ecart-type	Min	Max
Panel A. Statistiques descriptives					
Chômage	29	16,398	4,52	9,576	20,59
Pétrole	29	56,986	30,243	19,048	117,354
Crédit	29	9,58	6,359	2,097	22,056
Inflation	29	6,514	17,306	-29,691	47,04
Capital humain	29	1,979	0,069	1,802	2,04
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Panel B. Matrice de corrélation					
(1) Chômage	1.000				
(2) Pétrole	-0.631***	1.000			
(3) Crédit	-0.611***	-0.114	1.000		
(4) Inflation	0.190	0.026	-0.273	1.000	
(5) Capital humain	-0.753***	0.530***	0.589***	-0.388**	1.000

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI), PWT9.1 et de EIA.

** et *** indique les seuils de significativité de 0,05 et de 0,01 et le PIB par habitant est sous forme logarithmique.

Le chômage en moyenne demeure élevé (16,39%) sur toute la période 1991-2019. Ce chômage moyen enregistré, au Congo, sur la même période, dépasse largement le taux de chômage moyen (9,53%) de la CEMAC. De même, ce chômage, qui est majoritairement représenté par la couche juvénile, laisse entrevoir la faiblesse accrue de la structure du marché du travail congolais à absorber l'offre de travail.

Celui-ci atteint le pic (20,59%) en 1998 et le niveau le plus bas (9,57%) en 2014. L'année 1998 correspond aux troubles sociopolitiques, qui sont à l'origine de cette hausse considérable du chômage. Au sortir des troubles sociopolitiques, la reprise économique accompagnée des vastes programmes (ou projets) d'emplois donne lieu, par l'entremise du secteur privé, à la création d'un nombre important d'emplois.

Ce qui fléchit le niveau du chômage jusqu'à l'atteinte du niveau le plus bas, en 2014, ce en dépit du contre-choc pétrolier.

S'agissant du prix du pétrole, celui-ci s'établit en moyenne, sur la période sous revue, à 56,98 \$/baril. Il enregistre son plafond (117,35 \$/baril) en 2011 et son plus bas niveau (19,05 \$/baril) en 1998. Le conflit libyen, qui provoque la suspension de la production pétrolière, fait bondir le prix du pétrole jusqu'à l'atteinte du pic en 2011. Aussi, la crise financière des pays d'Asie du Sud-Est, qui a pour conséquence la contraction de la demande, entraîne la chute brutale du prix du pétrole jusqu'à son niveau le plus bas de 1998.

Le crédit intérieur accordé au secteur privé, sur toute la période considérée, s'élève en moyenne à 9,58% du PIB. Ce qui révèle un faible poids du système financier, essentiellement bancaire, comparativement aux pays émergents où ce taux avoisine voire dépasse 100% du PIB, dans le financement de l'activité économique. Ce crédit intérieur au secteur privé affiche son niveau le plus prononcé (22,06% du PIB) en 2015, ce malgré le contre-choc pétrolier et son niveau le plus bas (2,09% du PIB) en 2006.

Sur la même période, l'inflation en moyenne s'établit à 6,51% ; ce qui est largement au-dessus de la norme sous régionale de convergence en matière d'inflation ($\leq 3\%$). Ce qui sous-entend que, au Congo, la politique monétaire menée par la BEAC est loin d'atteindre sa cible. Cette inflation atteint le pic (47,04%) en 2000 et le niveau le plus bas (-29,69%) en 2015. Le capital humain, en moyenne, s'élève à 1,98 sur toute la période considérée. Ce niveau moyen capital humain est peu supérieur à son niveau le plus bas (en 1991) et peu inférieur de son niveau le plus élevé (en 2019). Ce qui suppose que le capital humain, au Congo, a peu évolué durant la période sous examen.

Aussi, il convient de relever, excepté l'inflation, une concentration de toutes les variables retenues autour de leur niveau moyen.

Hormis l'inflation, l'analyse corrélationnelle laisse soupçonner un lien négatif et significatif entre le chômage et toutes les autres variables. Ainsi, il y a une présomption d'une relation inverse entre le chômage et ces variables. Cette analyse corrélationnelle renseigne, également, sur l'absence de multicollinéarité entre les variables retenues.

Pour estimer le rôle de la rupture structurelle dans la relation prix du pétrole et chômage, le choix est porté sur la spécification de ARDL avec rupture structurelle. L'approche de Gregory-Hansen (1996a et 1996b), comme Bhaskara et Saten (2007), est privilégiée pour mener les tests de

cointégration avec rupture endogène. Les spécifications proposées par les auteurs, pour faire simple, sont similaires à ce qui suit :

Modèle 1. Cointégration avec changement de niveau (C/C)

$$UR_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{tk} + b_1 OP_t + c_1 CR_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Modèle 2. Cointégration avec changement de niveau et de tendance (C/T)

$$UR_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{tk} + \beta_{1t} + b_1 OP_t + c_1 CR_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Modèle 3. Cointégration avec changement de régime (C/S)

$$UR_t = \alpha_1 + \alpha_2 \varphi_{tk} + b_1 OP_t + c_1 CR_t + b_1 OP_t * \varphi_{tk} + c_1 CR_t * \varphi_{tk} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Où t est le temps, ε le terme d'erreur, k la date de rupture et φ la variable dummy telle que :

$$\varphi_{tk} \begin{cases} 0 & \text{si } t \leq k, k \text{ est le point de rupture} \\ 1 & \text{si } t > k \end{cases}$$

Le choix est fait sur CR comme variable de contrôle. Ce qui peut se justifier par :

-le nombre limité des variables admises pour l'exécution de cette approche de cointégration avec rupture structurelle ;

-le fait que cette variable reflète la création d'emplois via le développement et l'investissement du secteur privé. Aussi, le changement de trajectoire du chômage est associé à une réduction conséquente du chômage (et donc de la création des emplois).

Une fois le type de spécification choisi, suite à l'exécution de ce test de cointégration avec rupture, l'estimation de celui-ci se fait à l'aide du processus ARDL. Les raisons sont telles que la mixité des ordres d'intégration et son efficacité en présence d'échantillon de petite taille.

Pour tester l'hypothèse de la symétrie du lien entre le prix du pétrole et le chômage, à l'exemple de Shin et al. (2013), la spécification de long terme suivante est faite :

$$UR_t = b_1^+ OP_t^+ + b_2^- OP_t^- + cQ_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Où Q_t est l'ensemble des variables de contrôle. b_1^+ et b_2^- mesurent l'effet des variations positives (choc positif) et négatives (choc négatif) du prix

du pétrole sur le chômage. OP_t^+ et OP_t^- sont les processus de somme partielle des variations positives (choc positif) et négatives (choc négatif) de OP_t définis comme suit :

$$OP_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta OP_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta OP_j, 0) \quad (10)$$

$$OP_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta OP_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta OP_j, 0) \quad (11)$$

Comme Shin et al. (2013), le modèle linéaire ARDL peut être modifié, en prenant en ligne de compte les asymétries (c'est-à-dire en substituant OP_t par OP_t^+ et OP_t^-), pour aboutir au modèle NARDL suivant :

$$\begin{aligned} \Delta UR_t = & \alpha + \rho UR_{t-1} + \theta_1^+ OP_{t-1}^+ + \theta_2^- OP_{t-1}^- + c Q_{t-1} \\ & + \sum_{j=1}^{q1} \gamma_j \Delta UR_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^{q2} \pi_{1j}^+ \Delta OP_{t-1}^+ + \sum_{j=0}^{q3} \pi_{2j}^- \Delta OP_{t-1}^- \\ & + \sum_{j=0}^{q4} \sigma_j \Delta Q_{t-1} + \varepsilon_t + \quad (12) \end{aligned}$$

Avec $-\theta_1^+/\rho$, $-\theta_2^-/\rho$, et $-c/\rho$ sont les coefficients de long terme. L'équation (12) permet de vérifier l'asymétrie à court et à long terme. Comme dans ARDL, l'exécution de NARDL nécessite de s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre I (2). Aussi, vérifier l'existence d'une relation de long terme. De ce fait, la F -statistics introduite par Pesaran et al. (2001), notée F_{PSS} , permet d'en tester via les hypothèses suivantes :

$$H_0: \rho = \theta = c = 0$$

Contre l'hypothèse alternative

$$H_1: \rho \neq \theta \neq c \neq 0$$

A la différence de ARDL, NARDL teste la symétrie de long terme ($\theta_1^+ = \theta_2^-$) et de court terme ($\sum_{j=0}^{q2} \pi_{1j}^+ \Delta OP_{t-1}^+ = \sum_{j=0}^{q3} \pi_{2j}^- \Delta OP_{t-1}^-$). Aussi, ce modèle NARDL permet de vérifier les effets multiplicateurs de

l'asymétrie sur le chômage. Ces effets multiplicateurs sont associés à des changements d'unité de OP_{t-1}^+ et OP_{t-1}^- respectivement à ce qui suit :

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial UR_{t+j}}{\partial OP_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial UR_{t+j}}{\partial OP_t^-}$$

$$h = 0, 1, 2, \dots$$

Sachant que $h \rightarrow \infty$, $m_h^+ \rightarrow \infty$ et $m_h^- \rightarrow \infty$, avec $\beta^+ = -\theta_1^+/\rho$ et $\beta^- = -\theta_2^-/\rho$ (Shin et al., 2014).

IV) Résultats d'estimation et discussion

1) Résultats d'estimation

L'analyse des résultats d'estimation se fait en quatre (4) points, à savoir, l'analyse préliminaire (a), l'analyse du rôle de la rupture structurelle dans la relation entre pétrole et chômage (b) et l'analyse de l'asymétrie des effets du prix du pétrole sur le chômage (c).

a) Analyse préliminaire : tests de racine unitaire et cointégration avec rupture structurelle

Pour déterminer les propriétés de stationnarité, il est à la fois utilisé les tests de racine unitaire linéaire (Dickey Fuller augmenté, ADF et Phillips-Perron, PP) et non linéaire (Zivot-Andrews, ZA). Selon Perron (1989), en présence de rupture structurelle, les tests de racine unitaire linéaire sont inefficients⁸. Ainsi donc le test de ZA est effectué pour vérifier si les variables suivent réellement l'ordre d'intégration indiqué dans le tableau 3.

Les tableaux 3 et 4 présentent les tests de racine unitaire, qui sont préalables à l'analyse des séries temporelles. Aussi, dans le tableau 5 est consigné le test de cointégration avec rupture.

⁸ Les ruptures structurelles et les racines unitaires sont étroitement liées, de sorte que les ruptures structurelles peuvent induire une racine unitaire.

Tableau 3. Tests de stationnarité linéaire

Variable	Augmented Dickey-Fuller (ADF)				Phillips-Perron (PP)			
	Niveau		Différence		Niveau		Différence	
	C	C&T	C	C&T	C	C&T	C	C&T
Chômage	-0,488	-1,818	-3,451	-3,388	-0,201	-1,719	-3,435	-3,376
Pétrole	-1,509	-1,610	-4,895	-4,838	-1,556	-1,717	-4,885	-4,826
Crédit	-0,785	-1,693	-4,335	-5,055	-1,005	-1,662	-4,324	-5,055
Inflation	-5,624	-5,683			-5,742	-8,612		
Capital humain	-2,564	-3,008	-2,120		-24,354	-14,718		

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI), PWT9.1 et de EIA.

Note. Les valeurs critiques de ADF et PP avec constante (C) et avec constante et tendance (C&T), aux seuils de significativité de 1%, 5% et 10% sont respectivement de -3,699 ; -2,976 et -2,627 et de -4,339 ; -3,587 et -3,229.

Les tests d'ADF et de PP révèlent que, à l'exception de l'inflation et du capital humain qui sont stationnaires à niveau I (0) au seuil de 1%, toutes les variables sont non stationnaires à niveau (et donc présentent une racine unitaire). Ainsi, elles sont intégrées d'ordre I (1). Le tableau 4, ci-dessous, présente le test de racine unitaire non linéaire.

Le tableau 5, ci-après, présente les résultats du test de cointégration avec rupture structurelle des variables pétrole, crédit domestique accordé au secteur privé et chômage.

Tableau 5. Test de cointégration avec rupture structurelle (Gregory-Hansen)

Modèle	ADF	Date de rupture	Z_t	Date de rupture	Z_a	Date de rupture
Modèle 1	-5,12**	2012	-4,68	2013	-23,25	2013
Modèle 2	-3,68	2009	-3,92	2010	-20,63	2010
Modèle 3	-8,15***	2002	-8,20***	2002	-41,35	2002

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI) et de EIA.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Le tableau 5 renseigne sur l'existence d'une relation de long terme entre le prix du pétrole, le crédit domestique accordé au secteur privé et le taux de chômage. Cette relation de cointégration est vérifiée dans le modèle 3. Suivant ce modèle, 2002 est la date à laquelle s'est produit le changement de régime (en niveau et en tendance) ou de trajectoire dans cette relation de long terme.

Ainsi, après avoir détecté la date de rupture structurelle dans cette relation de cointégration, une variable indicatrice, notée Dummy, a été générée (Dummy=0 pour les années 1991 à 2001 et Dummy=1 pour les années après 2001). Cette variable permet de capter le choc majeur (ou rupture majeure) ayant modifié la structure de cette relation de long terme. En fait, le changement structurel, appréhendé par la variable Dummy, est essentiellement lié à la politique d'emploi, au Congo, à partir de l'année 2002.

b) Analyse des effets du prix du pétrole sur le chômage : rôle de la rupture structurelle

Les résultats consignés dans le tableau 6 ci-dessous découlent de la modélisation de cette relation de long terme à l'aide d'un modèle linéaire autorégressif à retards échelonnés avec rupture structurelle.

Préalable à l'analyse des résultats obtenus, il convient d'apprécier les tests de diagnostic. Le modèle optimal choisi sur la base des critères d'information (et du principe de parcimonie) est celui de ARDL (1,1,1,0,0,0). La valeur de F_{PSS}^9 (4,040) est supérieure à la valeur critique de la borne supérieure (3,79) au seuil de 5%. Ce qui atteste qu'il y a une relation de long terme entre les variables considérées.

En référence au R-carré, 65,1% des fluctuations du chômage au Congo sont expliquées par les variables explicatives retenues dans le modèle. Ainsi, le modèle estimé est bien ajusté. Les probabilités tests de Jarque-Bera (0,296), de Breusch-Godfrey (0,100), de White (0,361) et de Ramsey RESET (0,995), indiquent respectivement la présence de normalité des résidus, l'absence de corrélation sérielle, la présence d'homoscédasticité ainsi que la bonne spécification du modèle.

S'agissant des résultats du test de CUSUM au carré présentés sur la figure 2, ci-dessous, ceux-ci montrent que la courbe estimée des résidus récursifs se situe à l'intérieur d'un corridor au seuil de signification de 5 %, ce qui signifie que les coefficients estimés sont stables sur toute la période considérée.

⁹ F-stat de Pesaran, Shin, Smith (2001) : test de cointégration aux bornes.

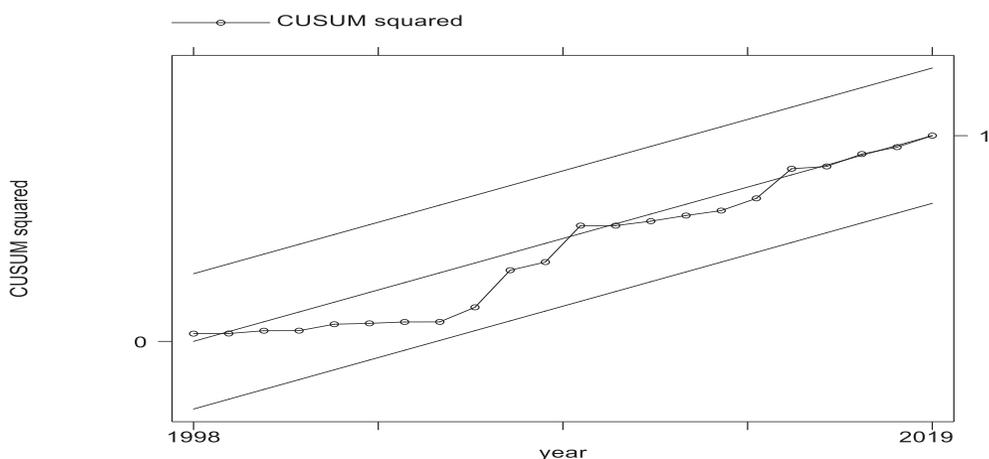
Tableau 6. Résultats d'estimation du modèle linéaire autorégressif à retards échelonnés

Variable endogène: Δ (<i>Chômage</i>)	(ARDL) avec rupture structurelle		P>t
	Coef.	t	
Variables exogènes:			
<i>Force de rappel</i>			
ECT (-1) ¹⁰	-0,650*** (0,196)	-3,310	0,004
Long terme			
Prix du pétrole	0,016 (0,059)	0,270	0,790
Crédits domestiques au secteur privé	0,047 (0,104)	0,450	0,659
Dummy	6,551** (2,389)	2,740	0,013
Dummy*Prix du pétrole	-0,113* (0,062)	-1,820	0,084
Dummy*Crédits domestiques au secteur privé	-0,566*** (0,108)	-5,220	0,000
Court terme			
Δ (Pix du pétrole)	0,010 (0,011)	0,920	0,367
Δ (Crédits domestiques au secteur privé)	0,048 (0,062)	0,780	0,446
Constante	12,555*** (4,240)	2,960	0,008

¹⁰ CointEq (-1)

Tests de diagnostic	
<i>ARDL (1,1,1,0,0,0)</i>	
R-carré	0,651
R-carré ajusté	0,504
Tests statistiques	Valeur
F_{TSS}	4,040**
<i>Seuil de significativité</i>	<i>Bornes</i>
	<i>inférieures</i>
	I (0)
	3,41
	2,62
	2,26
	<i>Bornes</i>
	<i>supérieures</i>
	I (1)
	3,35
	3,79
	4,68
Test de normalité des résidus	
Breusch-Godfrey LM test	Chi2(2)=2,44
Prob (<i>White's test</i>)	F(5, 14)=2,309
Prob (<i>Ramsey RESET test</i>)	Prob>Chi2=0,2959
CUSUM squared	0,361
	0,995
	Stable

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI) et de EIA, écart-type entre parenthèses
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

Figure 3. Test de stabilité des paramètres

L'appréciation des tests de diagnostic permet de conclure que les résultats trouvés sont valides et donc peuvent faire d'interprétation.

Le coefficient associé à la force de rappel (ECT (-1)) étant négatif (-0,650) et significatif au seuil de 1 %, celui-ci indique que lorsqu'il y a perturbation (ou choc), la vitesse à laquelle le chômage revient à l'équilibre de long terme est de 65 % dans un délai d'un an. Ainsi, la relation de long terme entre les variables mobilisées est approuvée.

Seul à long terme, ceteris paribus, une augmentation d'un point de pourcentage de la variable dummy entraîne une augmentation d'environ 10,078 du chômage (au seuil de 1%). Aussi, une augmentation d'un point de pourcentage des variables d'interaction¹¹ occasionne respectivement une diminution d'environ 0,174 et 0,871 du chômage (au seuil respectif de 10% et de 1%). Il est clair de signifier que la rupture structurelle associée au prix du pétrole réduit le chômage à long terme.

Cette constatation implique que la rupture structurelle doit être considérée dans la modélisation de la relation à long terme du chômage au Congo sur la période sous revue.

b.1) Analyse de la sensibilité des coefficients estimés à long terme

Pour analyser la sensibilité des résultats de base, trois (03) méthodes différentes d'estimation ont été appliquées. Il s'agit de : moindres carrés ordinaires complètement modifiés (FMOLS), développée par Phillips et

¹¹ Dummy*Prix du pétrole et Dummy*Crédits

Hansen (1990), moindre carré ordinaire dynamique (DOLS), initiée par Saikkonen (1991) et Stock et Watson (1993) et régression canonique de cointégration (CCR), développée par Park (1992). Ces méthodes permettent de résoudre les problèmes de biais pour des échantillons de petite taille, d'endogénéité et de corrélation sérielle.

Les résultats d'estimation qui découlent des FMOLS, DOLS et CCR sont consignés dans le tableau 7. Aussi, les probabilités des tests de Jarque-Bera laissent entrevoir la normalité des résidus. Ce qui atteste la validité des résultats trouvés. Comme le montre le tableau 6, les estimations des coefficients à long terme obtenues par l'approche ARDL sont conformes à celles trouvées par les techniques alternatives (FMOLS, DOLS et CCR). Ainsi, les résultats d'estimations à long terme obtenus par l'approche ARDL sont robustes, c'est-à-dire ceux-ci ne changent pas quelle qu'en soit la technique d'estimation utilisée.

Tableau 7. Résultats d'estimation du modèle à l'aide des méthodes alternatives

Variable endogène: Δ (Chômage)	FMOLS	DOLS	CCR
Variabiles exogènes:			
Δ (Chômage (-1))	0,478*** (0,100)	0,450*** (0,123)	0,461*** (0,166)
Prix du pétrole	0,005 (0,033)	0,008 (0,026)	-0,001 (0,031)
Crédits domestiques au secteur privé	0,047 (0,102)	0,425 (0,064)	0,048 (0,051)
Dummy	3,745** (1,763)	3,751** (1,512)	3,696** (1,424)
Dummy*Prix du pétrole	-0,059* (0,034)	-0,063* (0,032)	-0,056* (0,031)
Dummy*Crédits domestiques au secteur privé	-0,330*** (0,127)	-0,333** (0,137)	-0,345** (0,141)
Trend	0,0129 (0,0392)	0,0101 (0,076)	0,0187 (0,0469)
Constante	9,868*** (2,647)	10,384*** (2,722)	10,335*** (3,489)
Tests de diagnostic			
R-carré	0,986	0,987	0,986
R-carré ajusté	0,981	0,982	0,981
Prob (Jarque-Bera)	0,653	0,552	0,634

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI), PWT9.1 et de EIA, écart-type entre parenthèses
 *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

c) Analyse de l'asymétrie des effets du prix du pétrole sur le chômage

Les tests de diagnostic présentés dans le tableau 8 attestent la preuve de l'absence de non normalité, de corrélation sérielle, d'hétéroscédasticité et de mauvaise spécification. De même, le test de stabilité des paramètres effectué via CUSUM au carré indique que seul le modèle (2), c'est-à-dire avec rupture, a des paramètres stables au cours de la période considérée. Ainsi, les résultats du modèle (2) vont faire l'objet d'une interprétation puisque ce modèle respecte tous les tests de diagnostic.

Tableau 8. Résultats des modèles non linéaires autorégressifs à retards échelonnés (NARDL)

Variable endogène:	(1)	(2)
Δ (Chômage)	Sans rupture	Avec rupture
<i>Variables exogènes:</i>		
<i>Force de rappel</i>		
ECT (-1)	-0,687*** (0,210)	-0,614** (0,236)
<i>Long terme</i>		
Choc positif du Prix du pétrole (-1)	-0,066*** (0,015)	-0,064*** (0,015)
Choc négatif du Prix du pétrole (-1)	-0,038** (0,013)	-0,034** (0,017)
<i>Court terme</i>		
Δ (Chômage (-1))	0,099 (0,219)	0,0608 (0,229)
Δ (Choc positif du Prix du pétrole)	-0,012 (0,019)	-0,001 (0,025)
Δ (Choc positif du Prix du pétrole (-1))	-0,006 (0,023)	0,012 (0,036)
Δ (Choc négatif du Prix du pétrole)	-0,040* (0,019)	-0,035 (0,020)
Δ (Choc négatif du Prix du pétrole (-1))	0,019 (0,012)	0,011 (0,016)
Capital humain	5,745 (5,411)	4,487 (5,764)
Crédits domestiques au secteur privé	-0,175** (0,075)	-0,169** (0,076)
Inflation	-0,008 (0,009)	-0,011 (0,010)
Dummy2		0,962 (1,323)
Constante	4,182 (10,691)	5,068 (10,931)

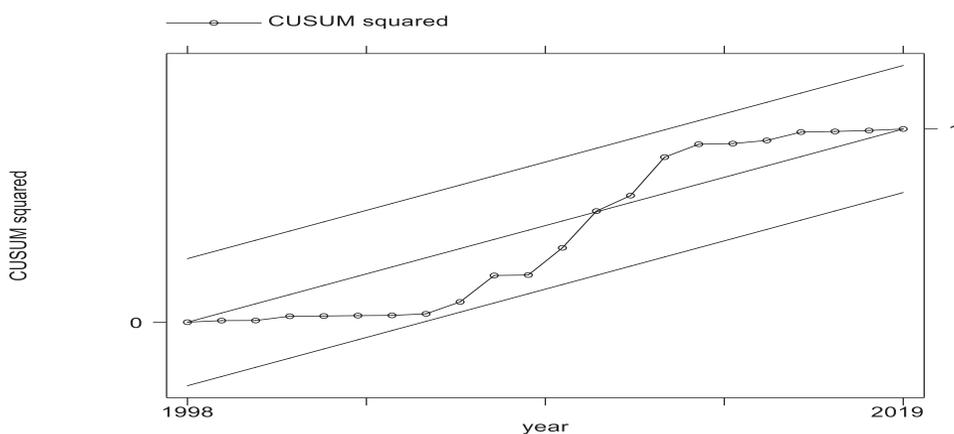
Tests de diagnostic		
F_{PSS}	6,881**	6,776**
L^+	-0,097***	-0,106***
L^-	0,056**	0,056*
W_{LR}	6,926**	5,170**
W_{SR}	0,001	0,329
R-carré	0,767	0,776
R-carré ajusté	0,597	0,584
Prob>F	0,004	0,007
Prob (<i>Portmanteau test</i>)	0,819	0,731
Prob (<i>RESET test</i>)	0,288	0,276
Prob (<i>Breusch/Pagan test</i>)	0,178	0,149
Prob (<i>Jarque-Bera test</i>)	0,725	0,647
CUSUM Squared	Non stable	Stable

Source : auteur, à partir des données de la Banque mondiale (WDI) et de EIA,

écart-type entre parenthèses

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Figure 4. Test de stabilité du modèle avec rupture

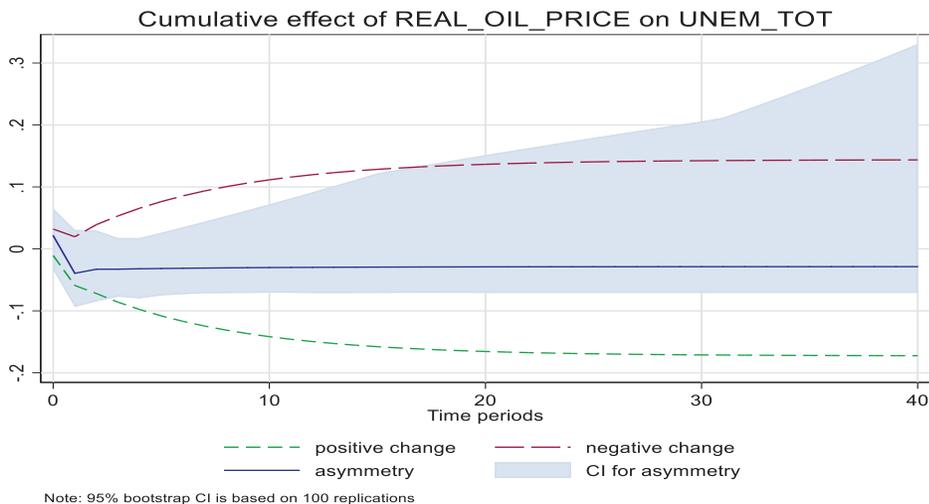


Le NARDL (2, 2) est retenu, après analyse des critères d'information, comme spécification avec variables exogènes (Capital humain, Crédits, Inflation et Dummy2). Il convient de relever que Dummy2 prend en compte la rupture structurelle intervenue à partir de 2010 dans la structure du chômage au Congo. Le terme $ECT(-1)$, qui représente la force de rappel (-0,614), est négatif et significatif au seuil de 5%. Ce qui implique que la vitesse d'ajustement vers l'équilibre est de 61,4% par an lorsqu'un choc survient. Ainsi, la relation de cointégration est établie. Aussi, la valeur de

F_{PSS} (6,776), qui est la statistique du test de cointégration de limites aux bornes, confirme cette relation de long terme au seuil de 5%¹².

A court terme, seule l'augmentation des crédits domestiques au secteur privé d'un point de pourcentage implique la diminution du chômage de 0,169 au seuil de 5%. Comme seul le test de Wald (W_{LR}) à long terme est significatif au seuil de 5%, il n'y a donc qu'une asymétrie à long terme. Ce qui sous-entend qu'un choc positif du prix du pétrole, à long terme, occasionne la réduction du chômage de 0,106 au seuil de 1%. S'agissant du choc négatif du prix du pétrole, celui-ci favorise à long terme l'augmentation du chômage de 0,056 au seuil de 10%. Aussi, la figure 4 ci-dessous permet d'analyser les effets cumulatifs du prix du pétrole sur le chômage.

Figure 5. Effet cumulatif



Comme le montre la ligne rouge, le choc négatif du prix du pétrole a un effet positif sur le chômage. Alors que, en référence à la ligne verte, le choc positif du prix du pétrole a un effet négatif sur le chômage. De même, la ligne bleue montre la tendance linéaire de l'asymétrie dans le temps. Il est clair que l'effet négatif sur le chômage du choc positif du prix du pétrole est plus prononcé (et donc significatif) comparativement à l'effet positif sur le chômage.

¹² Valeurs critiques calculées de limites aux bornes donnent ce qui suit :

- au seuil de 10%, $I(0) = 4,04$ et $I(1) = 4,78$;
- au seuil de 5%, $I(0) = 4,94$ et $I(1) = 5,73$;
- au seuil de 1%. $I(0) = 6.84$ et $I(1) = 7.84$

Discussion

Les principaux résultats obtenus de cette recherche permettent de tirer deux enseignements : a) prix du pétrole, un complément exogène de la politique de l'emploi dans la réduction du chômage et b) réaction asymétrique du chômage aux changements du prix du pétrole.

a) Fluctuation du prix du pétrole, un complément exogène de la politique de l'emploi dans la réduction du chômage

L'un des principaux résultats de cette recherche indique que : le prix du pétrole associé à la rupture structurelle, considérée comme la politique de l'emploi, contribue, à long terme, à la réduction du chômage en République du Congo.

En effet, la mise en application des projets et/ou programmes d'emplois initiés ont nécessité des ressources financières disponibles pour leur financement. Or, il sied de se rappeler que, la République du Congo tire principalement ses ressources financières de la vente du pétrole. Ainsi, la hausse du prix du pétrole améliore considérablement les finances de l'Etat ; ce qui permet de financer les projets et/ou programmes d'emplois. Aussi, selon Ndinga et al. (2020), les politiques publiques d'emploi se révèlent d'une certaine efficacité dans la réduction du chômage en République du Congo. Ce constat n'est possible que lorsque ces multiples projets et/ou programmes d'emplois trouvent le financement nécessaire. De cet effet, l'augmentation du prix du pétrole par l'entremise de l'amélioration des finances publiques se révèle un complément de la politique de l'emploi dans la réduction du chômage en République du Congo.

Il convient également de noter que, la politique de l'emploi encourage les initiatives privées. Ce qui fait que, les facilités accordées au secteur privé, suite au financement de la politique de l'emploi par les recettes provenant de la vente du pétrole, permettent le développement et l'investissement du secteur privé. Par conséquent, le chômage diminue via la création d'emplois par ce secteur. Selon la PNE (2012), le secteur privé a contribué, en République du Congo, à la création d'un nombre important d'emplois. Cette réduction conséquente du chômage se chiffre à plus de 50% entre 2002 et 2012. Néanmoins, les efforts nécessaires restent à consentir, puisque le chômage en République du Congo demeure élevé (10,193% en moyenne). Ainsi, les résultats des travaux de Ndinga et al. (2020)

confrontent ceux-ci, en ce sens que, l'efficacité des politiques publiques d'emplois demeure limitée.

De même, les prédictions de la théorie du syndrome hollandais sont loin d'être vérifiées en République du Congo. Koutassila (1998) a obtenu les résultats allant dans le même en République du Congo. Celui-ci estime que, la non vérification de ces prédictions ont pour origine la désarticulation des économies où règnent de nombreuses imperfections de marchés. Par contre, Iman et al. (2019), dans le cadre des pays importateurs et exportateurs du pétrole de la région de MENA, attestent la théorie du syndrome hollandais.

b) Fluctuations du prix du pétrole, un vecteur de la réaction asymétrique du chômage

Les résultats trouvés permettent également de souligner que, le chômage, en République du Congo, réagit différemment aux changements du prix du pétrole dans le long terme. Autrement dit, le choc négatif du prix du pétrole contribue à l'augmentation du chômage. Par contre, le choc positif du prix du pétrole implique la diminution du chômage.

Ces résultats sont conformes aux réalités de l'économie congolaise, qui finance principalement ses politiques des recettes provenant de la vente du pétrole. Par conséquent, le contre-choc pétrolier engendre la raréfaction des finances publiques disponibles à même de financer les politiques publiques d'emplois. Ce qui est favorable à la montée du chômage. Et, inversement en cas du choc pétrole. Aussi, la figure 5 supra retrace ces effets asymétriques cumulés.

Les résultats de cette recherche, faut-il le signifier, sont en phase avec les travaux de Kissawani (2019), Karaki (2018b), Bocklet et Baek (2017), etc. qui aboutissent au constat selon lequel il y a la présence de l'asymétrie entre le prix du pétrole et le chômage. A contrario, Iman et al. (2019), dans le cadre des pays de la région de MENA, et bien d'autres, en l'occurrence Cuestas et Gil-Alana (2017), concluent en faveur de l'absence d'effet asymétrique.

Le lien asymétrique du prix du pétrole et du chômage donne la preuve d'une forte dépendance de l'économie congolaise aux fluctuations du prix du pétrole. Ainsi, il va falloir favoriser la diversification afin de multiplier les sources de financement de l'économie ; de telle sorte que, le contre-choc pétrolier ne puisse pas contraindre le financement des politiques publiques d'emplois à même de réduire le chômage.

Conclusion

Le chômage élevé, notamment chez les jeunes, constitue une préoccupation majeure aussi bien des chercheurs que des autorités gouvernementales. Ce phénomène, dans les pays riches en ressources naturelles, peut augmenter la probabilité d'éclatement de conflits violents (Collier et Hoeffler, 2005a). Aussi, selon Farzanegan et Witthuhu (2017), l'instabilité politique dans le monde a pour l'un des principaux facteurs le chômage, en particulier des jeunes. Ce qui donne l'intérêt à investiguer sur la question du chômage en République du Congo.

Ainsi, l'objectif de ce travail de recherche était d'analyser le rôle de la rupture structurelle dans la relation entre le prix du pétrole et le chômage ainsi que de vérifier l'hypothèse de la symétrie du chômage aux chocs positifs et négatifs du prix du pétrole en République du Congo. Pour y arriver, le test de cointégration avec rupture structurelle, les techniques ARDL et NARDL ont été appliquées sur les données chronologiques des variables retenues.

Il en résulte que, l'augmentation du prix du pétrole, à long terme, réduit le chômage via la politique de l'emploi. Aussi, le chômage réagit différemment aux variations asymétriques du prix du pétrole à long terme. L'hypothèse de recherche est ainsi vérifiée.

Il convient, suite à l'analyse des résultats obtenus, de suggérer ce qui suit : renforcer l'efficacité de la politique de l'emploi afin de réduire davantage le chômage et permettre la diversification de l'économie congolaise pour éviter la forte dépendance aux ressources naturelles, notamment le pétrole.

Références

Atkinson, G. and Hamilton, K. (2003). Savings, Growth and Resource Curse Hypothesis. *World Development*, 31(11), 1793-1807.

Becker, G. (1964). Human Capital: A theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. *Columbia University Press, New York*.

Bhaskara, R. B. and Kumar, S. (2007). Cointegration, structural breaks and the demand for money in Bangladesh. *MPRA Paper*, 1546. Récupéré sur [//mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/1546](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/1546)

Bocket, J. and Baek, J. (2017). Do oil price changes have symmetric or asymmetric effects on the unemployment rate?: Empirical evidence from Alaska. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning and Policy*, 12(5), 402-407.

Carruth, A. A., Hooker, M.A., and Oswald, A.J. (1998). Unemployment equilibria and input prices: Theory and evidence from the United States. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 621-628.

Corden, W. M. and Neary, J. P. (1982). Booming Sector and De-Industrialisation in a Small open Economy. *The Economy Journal*, 92(368), 825-848.

Corden, W. M. (1984). Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation. *Oxford Economic Papers. New Series*, 36(3), 359-380.

Cuestas, J. C. and Gil-Alana, L. A. (2017). Oil shocks on unemployment in Central and Eastern Europe. *Economic Systems*, 42(1), 164-173. doi:doi.org/10.1016/j.ecosys.2017.05.005

Ebaidalla, M. E. (2016). Analysis of youth Unemployment in Sub-Saharan Africa: determinants and possible ways forward. *African Journal of Economic and Sustainable Development*, 5(5), 302-317. doi:10.1504/AJESD.2016.079435

Fattah, E. R. (2017). Natural Ressource Rents and Unemployment in Oil Exporting Countries. *Asian Economic and Financial Review*, 7(10), 952-958.

FMI. (2016). *Rapport des services du FMI sur les communes des états membres. CEMAC (2016)*. Rapport FMI N°16/277, 28 juin 2016.

Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996a). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70, 99-126.

Gregory, A. W. and Hansen, B. E. (1996b). Tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 555-559.

Gylfason, T. (2001). Natural Resources, Education and Economic Development. *European Economic Review*, 45, 847-859.

Iman, C. M., Farzanegan, M. R. and Goltabar, S. (2019). Oil Price Shocks and Unemployment Rate: News Evidence from the MENA Region. *Working Paper. MAGKS Joint Discussion Paper Series in Economics. Universitat Maburg*. Récupéré sur <http://hdl.handle.net/10419/213472>.

Karaki, M. B. (2018b). Oil prices and state unemployment. *Energy Journal*, 39(3), 25-50.

Kisswani, A. M. and Kisswani, K. M. (2019). Modeling the employment-oil price nexus: A non-linear cointegration analysis for the US market. *The Journal of International Trade and Economic Development*(28), 902-918.

Kocaarslan, B., Soytaş, M. and Soytaş, U. (2019). The Asymmetric Impact of Oil Prices, Interest Rates and Oil Price Uncertainty on Unemployment in US. 32. doi:[dx.doi.org/10.2139/ssrn.3478557](https://doi.org/10.2139/ssrn.3478557).

Kocaaslan, O. K. (2019). Oil price uncertainty and unemployment. *Energy Economics*, 81, 577-583.

Koutassila, J-P. (1998). Le syndrome hollandais: théorie et vérification empirique au Congo et au Cameroun. *Documents de travail, Groupe d'Economie du Développement de l'Université Montesquieu BordeauxIV*(24). Récupéré sur Handle:RePEC:mon:ceddtr:24.

Kydland, F. and Prescott, E. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345-1370.

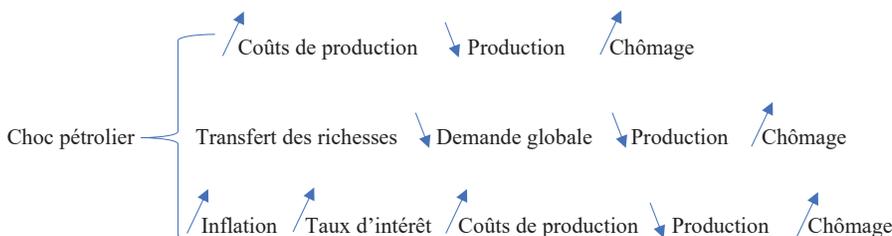
Monfort, J. O., Bellido, M. M. and Cuestas, J. C. (2019). Oil prices, unemployment and financial crisis in oil-importing countries: The case of Spain. *Energy*, 181, 625-634.

Ndinga, M. M. A., Mampassi, J. A. and Mboulou, S. R. (2020). Impact des politiques publiques d'emploi sur la sortie du chômage des jeunes au Congo. *DROFR*(11). Récupéré sur <https://ofe.umontreal.ca/statistiques-et-publications/documents-de-recherche-de-lofe/>.

- Nusair, S. (2016). The effects of oil price shocks on the economies of the Gulf Co-operation Council countries. Non-linear analysis. *Energy Policy*, 91(C), 256-267. doi:10.1016/j.enpol.201601.013.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119-143.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 1361-1401.
- Pesaran, H. H., Shin, Y. and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P. C. and Hansen, E. B. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. doi:doi.org/10.2307/2297545
- PNE. (2002). Politique Nationale de l'Emploi au Congo.
- Rogers, P. (2008). Using programme theory to evaluate complicated and complex aspects of interventions. *Evaluation*, 14(1), 29.
- Saikkonen, P. (1991). Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. *Econometric Theory*, 7(1), 1-21.
- Shapiro, C. and Stiglitz, J. E. (1984). Equilibrium Unemployment as a worker discipline device. *The American Economic Review*, 74(3), 433-444.
- Stock, J. H. and Watson, M. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica*, 61, 783-820.
- Uri, N. D. and Boyd, R. (1996). The impact of crude oil price fluctuations on unemployment in the United States. *International Journal of Energy Research*, 20(11), 1003-1014.

Annexes

Annexe 1. Schéma simplifié de la transmission du choc pétrolier sur le marché du travail



N.B : ce schéma est fidèle aux pays importateurs du pétrole. Pour les pays exportateurs du pétrole, le transfert des richesses (entre les pays importateurs et exportateurs) améliore le rendement des activités pétrolières et occasionne des entrées supplémentaires de devises étrangères. Ce qui est en faveur à l'amélioration des finances publiques à même de financer les politiques d'emplois.

Annexe 2. Résultats d'estimation du modèle ARDL avec rupture

```
. ardl unem_tot real_oil_price private_credit dum dum_real_oil_price dum_private_credit,
lags(1,1,1,0,0,0)ec
```

ARDL(1,1,1,0,0,0) regression
Sample: 1992 - 2019

Number of obs = 28
R-squared = 0.6507
Adj R-squared = 0.5037
Root MSE = 0.6018

Log likelihood = -20.084269

	D.unem_tot	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ADJ	unem_tot						
	L1.	-.6498858	.1960563	-3.31	0.004	-1.060236	-.2395353
LR	real_oil_price	.0160312	.059252	0.27	0.790	-.1079847	.1400471
	private_credit	.0468844	.1044492	0.45	0.659	-.1717304	.2654992
	dum	6.551125	2.388826	2.74	0.013	1.551255	11.551
	dum_real_oil_price	-.1127234	.0618388	-1.82	0.084	-.2421535	.0167067
	dum_private_credit	-.5655898	.1083496	-5.22	0.000	-.7923682	-.3388114
SR	real_oil_price						
	D1.	.0100721	.0108956	0.92	0.367	-.0127327	.0328768
	private_credit						
	D1.	.0482245	.0619726	0.78	0.446	-.0814856	.1779346
	_cons	12.55515	4.239873	2.96	0.008	3.680996	21.42931

```
. estat ectest
```

Pesaran, Shin, and Smith (2001) bounds test

H0: no level relationship F = 4.040
Case 3 t = -3.315
Finite sample (5 variables, 28 observations, 2 short-run coefficients)
Kripfganz and Schneider (2018) critical values and approximate p-values

	10%		5%		1%		p-value	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)

**> Prix du pétrole, changement structurel et dynamique du chômage
en République du Congo**

```
F | 2.633 3.989 | 3.242 4.816 | 4.778 6.891 | 0.021 0.096
t | -2.530 -3.833 | -2.917 -4.308 | -3.730 -5.309 | 0.023 0.196
```

do not reject H0 if
 both F and t are closer to zero than critical values for I(0) variables
 (if p-values > desired level for I(0) variables)
 reject H0 if
 both F and t are more extreme than critical values for I(1) variables
 (if p-values < desired level for I(1) variables)

Annexe 3. Résultats d'estimation du modèle NARDL

```
. nardl unem_tot real_oil_pric, p(2) q(2) deterministic(private_credit hum_cap infl_dflator
dum2) horizon(35)
```

Regression results (variables renamed):

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	
Model	15.1147741	12	1.25956451	F(12, 14)	=	4.04
Residual	4.35989285	14	.311420918	Prob > F	=	0.0076
				R-squared	=	0.7761
				Adj R-squared	=	0.5842
Total	19.4746669	26	.749025651	Root MSE	=	.55805

_dy	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_y						
L1.	-.6143095	.2367918	-2.59	0.021	-1.122177	-.1064416
_xlp						
L1.	-.0649997	.0157126	-4.14	0.001	-.0987	-.0312995
_xln						
L1.	-.0346601	.0147015	-2.36	0.033	-.0661916	-.0031286
_dy						
L1.	.0608447	.2294347	0.27	0.795	-.4312438	.5529332
_dxlp						
--.	-.0017102	.0250117	-0.07	0.946	-.0553549	.0519346
L1.	.0126144	.0356979	0.35	0.729	-.06395	.0891788
_dxln						
--.	-.035195	.0206036	-1.71	0.110	-.0793854	.0089955
L1.	.0113615	.0167906	0.68	0.510	-.0246506	.0473737
private_credit	-.1693993	.0769197	-2.20	0.045	-.3343757	-.0044228
hum_cap	4.487918	5.764015	0.78	0.449	-7.874666	16.8505
infl_dflator	-.0119298	.0108883	-1.10	0.292	-.0352829	.0114232
dum2	.9624853	1.323034	0.73	0.479	-1.87514	3.800111
_cons	5.068075	10.93121	0.46	0.650	-18.37703	28.51318

Asymmetry statistics:

Exog. var.	Long-run effect [+]			Long-run effect [-]		
	coef.	F-stat	P>F	coef.	F-stat	P>F
real_oil_p-e	-0.106	20.76	0.000	0.056	4.284	0.057

real_oil_p-e	Long-run asymmetry		Short-run asymmetry	
	F-stat	P>F	F-stat	P>F
real_oil_p-e	5.17	0.039	.3299	0.575

Note: Long-run effect [-] refers to a permanent change in exog. var. by -1

```
Cointegration test statistics:  t_BDM = -2.5943
                                F_PSS = 6.7763
Model diagnostics
-----
Portmanteau test up to lag 11 (chi2) 7.801 0.7310
Breusch/Pagan heteroskedasticity test (chi2) 1.185 0.2763
Ramsey RESET test (F) 2.166 0.1498
Jarque-Bera test on normality (chi2) .8698 0.6473
```

Critical Values (0.1-0.01), F-statistic, Case 3

	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025	[I_0] L_01	[I_1] L_01
k_1	4.04	4.78	4.94	5.73	5.77	6.68	6.84	7.84

accept if F < critical value for I(0) regressors
 reject if F > critical value for I(1) regressors

Critical Values (0.1-0.01), t-statistic, Case 3

	[I_0] L_1	[I_1] L_1	[I_0] L_05	[I_1] L_05	[I_0] L_025	[I_1] L_025	[I_0] L_01	[I_1] L_01
k_1	-2.57	-2.91	-2.86	-3.22	-3.13	-3.50	-3.43	-3.82

accept if t > critical value for I(0) regressors
 reject if t < critical value for I(1) regressors